

El papel de la "Nueva Información" y la eficiencia del mercado de divisas a plazo: Alguna evidencia para el tipo de cambio peseta-dólar.

Consuelo Gámez Amián

*Departamento de Teoría Económica.
Facultad de Ciencias Económicas.
Universidad de Málaga.
El Ejido, s/n - 29013 Málaga*

**El papel de la "Nueva Información" y
la eficiencia del mercado de dinero a
plazo: alguna evidencia para el tipo
de cambio peseta-dólar.**

**The "New Information" Approach
and the Long-Term Exchange-Market
Efficiency: Some Evidence from the
Exchange Rate Peseta-Dollar**

RESUMEN

En este trabajo se intenta contrastar, para el tipo de cambio peseta/dólar, si la nueva información que recibe el mercado explica el sesgo detectado del tipo de cambio forward como previsor del correspondiente tipo spot. Para ello se ha analizado la incidencia de los cambios monetarios no anticipados, en España y Estados Unidos, sobre los errores de predicción cometidos. La evidencia que presentamos es, en parte, consistente con la ineficiencia de los mercados de divisas y con el rechazo de la hipótesis de sustituibilidad perfecta de activos que requeriría que el sesgo proviniese exclusivamente de la nueva información.

ABSTRACT

In this paper the peseta/dollar exchange rate is tested for the new information explaining the bias of the forward exchange rate as a predictor of pertinent spot exchange rate. To that end, the effects of unanticipated monetary changes, in Spain and the United States, on the prediction errors have been analyzed. The empirical results which are presented happen to be partially consistent with the inefficiency of the exchange markets and with the rejection of the asset perfect substitutability hypothesis, since in that case it would have been required the bias being totally explained by the new information.

El papel de la "Nueva Información" y la eficiencia del mercado de divisas a plazo:

Alguna evidencia para el tipo de cambio peseta-dólar.

I. INTRODUCCIÓN

La teoría de mercados eficientes (Fama 1970, 1976) referida a los mercados de divisas spot y forward implica que, bajo condiciones de neutralidad ante el riesgo, el tipo de cambio a plazo debe ser un estimador insesgado del correspondiente tipo de cambio spot esperado.

Las condiciones necesarias para ello son:

a) Las expectativas acerca del tipo de cambio spot se forman racionalmente, o equivalentemente que el mercado de divisas spot es eficiente, es decir:

$$s_t = E \left[s_t \mid \Omega_{t-1} \right] + \epsilon_t \quad (1)$$

siendo $E \left[s_t \mid \Omega_{t-1} \right]$ el tipo de cambio spot esperado en el período t condicionado al conjunto de información disponible relevante en el período $t - 1$, Ω_{t-1} , y ϵ_t el error de predicción cometido. Bajo la hipótesis de expectativas racionales, la esperanza matemática del error de predicción deberá ser nula, $E \left[\epsilon_t \mid \Omega_{t-1} \right] = 0$ y no deberá estar correlacionada serialmente con el conjunto de información.

b) Sustituibilidad perfecta entre activos financieros denominados en diferentes monedas, es decir prima de riesgo nula. Si esta condición se satisface, entonces:

$$f_{t-1}^t = E \left[s_t \mid \Omega_{t-1} \right] \quad (2)$$

Siendo f_{t-1}^t el tipo de cambio a plazo para el período t , determi-

nado en $t - 1$. Si difiriesen f_{t-1}^t y el tipo de cambio spot esperado, sería posible obtener beneficios sistemáticos, tomando la apropiada posición en el mercado a plazo, lo que va en contra de la hipótesis de eficiencia de dicho mercado.

c) El tipo de cambio a plazo, f_{t-1}^t , debe recoger toda la información disponible relevante.

Si se satisfacen estas tres condiciones, entonces el tipo de cambio a plazo, f_{t-1}^t , es un estimador insesgado del correspondiente tipo de cambio spot esperado, es decir:

$$s_t = f_{t-1}^t + \epsilon_t \quad (3)$$

debiendo ser la $E[s_t - f_{t-1}^t \mid \Omega_{t-1}] = 0$.

La evidencia empírica disponible para diferentes tipos de cambio, incluidos los de la peseta (Gámez, (1985, b), Ridruejo (1985)), ha puesto de manifiesto que los tipos de cambio forward han sido estimadores sesgados de los correspondientes tipos spot observados con posterioridad, lo que no implica, necesariamente, que los mercados de divisas sean ineficientes.

Los errores de predicción cometidos, $s_t - f_{t-1}^t$, pueden originarse por dos causas:

1) Por el impacto que las "innovaciones" o "nueva información" producen sobre los tipos de cambio spot futuros (Dornbusch (1980); Edwards (1983); Frenkel (1981); Isard (1983); ...). Si esto es cierto, entonces el tipo forward vigente en el período $t - 1$ para el período t , f_{t-1}^t , no será un buen predictor del tipo spot observado en t , s_t , ya que en un mercado eficiente los precios prevalecientes en cada momento deberían reflejar toda la información disponible relevante. La divergencia entre el tipo spot esperado $t - 1$ para el período t , $E[s_t \mid \Omega_{t-1}] = f_{t-1}^t$, y el tipo spot observado en t , s_t , se debe a que el tipo spot en t recoge la nueva información no disponible en el período $t - 1$. Es decir, los participantes en el mercado de cambios utilizan la nueva información disponible entre $t - 1$ y t para revisar sus expectativas acerca de los tipos spot futuros, siendo el tipo de cambio a plazo un estimador sesgado pero eficiente.

2) Por la existencia de una prima de riesgo no nula (Hansen y Hodrick (1980); Fama (1984); Korajczyk (1985); Mark (1985); Papadia (1981)). En este supuesto, se produce un sesgo constante o variable en

función de como sea la prima de riesgo, al ser $E[s_t | \Omega_{t-1}] - f_{t-1}^t = \rho_{t-1}$, siendo ρ_{t-1} la prima de riesgo.

El objetivo de este trabajo es investigar empíricamente si la nueva información, en concreto los cambios monetarios no anticipados, son los responsables de los errores de predicción observados entre el tipo forward en el período $t - 1$ y el tipo spot observado en el período t . Si los resultados empíricos avalasen esta hipótesis, el tipo de cambio a plazo sería un estimador sesgado pero eficiente. La evidencia empírica que presentamos para el tipo de cambio peseta-dólar indica que la nueva información explica sólo en una pequeña proporción el error de predicción detectado, sugiriendo también los resultados que, además de la nueva información, existen otros elementos que afectan al comportamiento del tipo de cambio spot.

El trabajo se ha estructurado en cuatro secciones y un Apéndice. En la sección I, se analiza la relación entre el tipo de cambio spot, tipo de cambio forward, eficiencia del mercado de cambios y el papel de la nueva información. En la sección II se estiman dos ecuaciones de crecimiento monetario, una para España y otra para Estados Unidos, a partir de las cuales se obtiene el crecimiento monetario no anticipado en ambos países. La sección III presenta la metodología econométrica utilizada y los resultados obtenidos relativos al papel de la nueva información y la eficiencia del mercado de divisas. Por último, en la sección IV se resumen las conclusiones del trabajo. En el Apéndice I se dan las fuentes de los datos y descripción de las variables.

II. LA NUEVA INFORMACIÓN Y LA HIPÓTESIS DE EFICIENCIA DEL MERCADO DE CAMBIOS

La hipótesis de "mercados eficientes" indica que los participantes en los mercados utilizan toda la información disponible de forma eficiente y racional. Es decir, que los precios incorporan toda la información relevante, incluyendo las expectativas basadas sobre esta información. Una implicación de la hipótesis es que los precios de mercado responden a la nueva información sólo si la nueva información es diferente de la que el mercado había anticipado.

Un modelo de mercados eficientes (y, equivalentemente, expectativas racionales) aplicado al mercado de divisas (bajo el supuesto de una prima de riesgo nula) es el siguiente:

$$s_t = \alpha + \phi_1 f_{t-1}^t + \beta(X_t - {}_{t-1}X_t^e) + \epsilon_t \quad (1)$$

donde:

s_t = Logaritmo del tipo de cambio spot en el período t , expresándose el tipo de cambio spot y a plazo en logaritmos para no incurrir en la paradoja de Siegel.

α = Constante.

f_{t-1}^t = Logaritmo del tipo de cambio forward para el período t , determinado en el período $t - 1$.

X_t = Vector de variables relevantes para la determinación del tipo de cambio spot en el período t .

X_t^e = Vector de previsiones racionales de X_t , es decir ${}_{t-1}X_t^e = E[X_t \mid \Omega_{t-1}]$, siendo Ω_{t-1} el conjunto de información disponible relevante en el período $t - 1$.

β = Vector de coeficientes.

ϵ_t = Perturbación aleatoria no correlacionada serialmente.

Evidentemente, si $X_t = {}_{t-1}X_t^e$, o bien si se ignoran las discrepancias entre X_t y ${}_{t-1}X_t^e$, la expresión (1) se convierte en la especificación usual que permite contrastar la hipótesis de eficiencia del mercado de divisas, $E[s_t - f_{t-1}^t \mid \Omega_{t-1}] = 0$. En concreto, será necesario estimar la siguiente ecuación:

$$s_t = \alpha + \phi_1 f_{t-1}^t + \phi_2 f_{t-2}^{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

o bien:

$$s_t - s_{t-1} = \alpha + \phi_1 (f_{t-1}^t - s_{t-1}) + \phi_2 (f_{t-2}^{t-1}) + \epsilon_t \quad (3)$$

y verificar que:

- α no difiere significativamente de cero (si difiere implicaría que la prima de riesgo no es nula),
- ϕ_1 no difiere significativamente de la unidad,
- ϕ_2 no difiere significativamente de cero, y
- ϵ_t no está correlacionado serialmente.

Las especificaciones (2) y (3) estimadas en un trabajo anterior (Gámez (1985, b)), no nos permitieron aceptar la hipótesis de eficiencia.

Si $X_t \neq {}_{t-1}X_t^e$ debido al impacto de la nueva información entre $t - 1$ y t , el valor teórico del coeficiente \emptyset_1 en las expresiones (1), (2) y (3) deberá diferir de la unidad, sin que ello implique que el mercado de divisas es ineficiente y que las expectativas no son racionales, bajo la hipótesis de una prima de riesgo nula.

El modelo de mercado eficiente, ecuación (1), lo podemos expresar del siguiente modo:

$$s_t - f_{t-1}^t = \alpha + \beta (X_t - {}_{t-1}X_t^e) + \epsilon_t \quad (4)$$

indicando que las divergencias entre el tipo spot esperado y su valor observado, $s_t - f_{t-1}^t$, se deben al impacto de la nueva información en el mercado de cambios, es decir, a que X_t difiere de su valor esperado ${}_{t-1}X_t^e$. Para ello es necesario que, el valor del coeficiente β sea distinto de cero, sin que a priori pueda establecerse si será positivo o negativo. Esta ecuación es equivalente a la proposición de que sólo los cambios no anticipados en X_t estarán correlacionados con $s_t - f_{t-1}^t$.

En consecuencia, es necesario generar

$${}_{t-1}X_t^e = E[X_t | \Omega_{t-1}]$$

Supondremos que el proceso que genera X_t , vector de variables relevantes para la determinación del tipo de cambio spot, tiene carácter lineal y viene dado por la expresión:

$$X_t = \tau Z_{t-1} + u_t \quad (5)$$

donde:

Z_{t-1} = Vector de variables (en $t - 1$ o en períodos anteriores) utilizados para prever Z_t .

τ = Vector de coeficientes.

u_t = Término error que se supone no correlacionado con cualquier información disponible en $t - 1$.

Una previsión óptima para X_t supone tomar el valor esperado de la

ecuación (5) condicional al conjunto de información disponible en $t - 1$. Por tanto:

$${}_{t-1}X_t^e = \tau^* Z_{t-1} \quad (6)$$

y sustituyendo (6) en la ecuación (4), se obtiene que:

$$s_t - f_{t-1}^t = \alpha + \beta (X_t - \tau^* Z_{t-1}) + \epsilon_t \quad (7)$$

habiéndose impuesto la restricción de que $\tau = \tau^*$. Esta expresión pone de manifiesto que, bajo la hipótesis de formación de expectativas racionales acerca de los determinantes fundamentales del tipo de cambio, son los cambios no anticipados en dichos determinantes los responsables de los errores de predicción cometidos, $s_t - f_{t-1}^t$.

Por otra parte, este enfoque permite verificar el impacto que tiene la nueva información sobre el comportamiento del tipo de cambio spot y también la hipótesis de racionalidad de las expectativas y eficiencia del mercado de divisas forward. La racionalidad de las expectativas requiere que el vector de coeficientes τ que determina la estructura estocástica de X_t (ecuación 5) sea igual al empleado por los participantes en el mercado para formular sus predicciones, τ^* , es decir:

$${}_{t-1}X_t^e = \tau^* Z_{t-1} = \tau Z_{t-1} \quad (8)$$

En efecto, en la ecuación (7) se ha impuesto la restricción de que $\tau = \tau^*$, la cual puede verificarse reespecificando la ecuación (7) y expresándola como:

$$s_t - f_{t-1}^t = \alpha + \beta (X_t - \tau^* Z_{t-1}) + \theta Z_{t-1} + \epsilon_t \quad (9)$$

donde $\theta = (\tau - \tau^*)\beta$. La hipótesis nula $\tau = \tau^*$ será verdadera sólo si $\theta = 0$ y $\beta \neq 0$. Si $\theta \neq 0$, se rechaza o bien que las expectativas son racionales, ya que el vector de información retardado Z_{t-1} está influyendo sobre los errores de predicción cometidos, $s_t - f_{t-1}^t$ (bajo la

hipótesis mantenida de prima de riesgo nula), ó bien que hay evidencia de una prima de riesgo no nula y variable, manteniéndose la hipótesis de eficiencia y racionalidad.

Para poder llevar a cabo la contrastación del impacto que ejerce la nueva información o innovaciones sobre el tipo spot, es necesario especificar las ecuaciones de previsión de las variables, X_t , que en nuestro trabajo son el crecimiento monetario interno y externo. La selección de estas variables se ha hecho en base a una serie de razones: a) todos los modelos teóricos recientes de determinación del tipo de cambio spot asignan un papel predominante a la evolución de los stocks de dinero; b) las sorpresas monetarias han influido de forma importante sobre los mercados de cambios (McDonald (1983); Smith y Goodhart (1985)), y c) algunos estudios empíricos del tipo de cambio de la peseta avalan su dependencia respecto a la evolución monetaria interna y externa (Dolado y Durán (1983); Gámez (1985 a)).

III. ESPECIFICACIÓN DE LAS ECUACIONES DE PREVISIÓN DEL CRECIMIENTO MONETARIO

El aspecto más problemático de cualquier estudio de los efectos de un cambio no anticipado sobre cualquier variable es el procedimiento utilizado para la obtención de una proxy para las expectativas, en nuestro caso el cambio anticipado en el stock de dinero.

Existen distintas estrategias potenciales para especifican la ecuación de previsión del crecimiento monetario: un proceso ARIMA univariante o con función de transferencia, una ecuación de crecimiento monetario a lo Barro, ... Quizás el enfoque ideal, tal como indican Hoffman y Schlagenhauf (1982), podría consistir en especificar una ecuación de previsión a partir de la solución de un modelo macroeconómico completo con expectativas racionales. El procedimiento que se ha seguido en el trabajo es el propuesto por Mishkin (1983), especificando una ecuación de previsión multivariante.

Las ideas que subyacen en su método es que la teoría de las expectativas racionales implica que X_t^e es una previsión óptima, condicional a la información disponible relevante en $t - 1$. Por tanto, la expectativa racional de la tasa de crecimiento en el período t debería incluir toda la información disponible en $t - 1$, que sirviese para predecir dicha variable. Se han escogido una serie de variables que, a priori, parecen relevantes para dicho propósito. En primer lugar, las tasas de crecimiento de las disponibilidades líquidas, \dot{m} , retardadas, a fin de incorporar la po-

sibilidad de un elemento de continuidad en la instrumentación de la política monetaria. La tasa de inflación, \dot{p} , en base a que su control ha sido uno de los objetivos fundamentales de la política económica. La tasa de crecimiento del P.I.B. real, \dot{y} , como variable que mide el nivel de actividad de la economía¹. El saldo de la balanza de pagos por cuenta corriente, SBCC, ya que se presupone que un gran superávit (ó déficit) permite instrumentar una política monetaria más expansiva (ó contractiva) o bien la tasa de variación (en segundas diferencias) de las reservas convertibles, $\Delta^2 R$, por su incidencia sobre la base monetaria. Por la misma razón, se introducen las necesidades financieras del sector público, es decir, el déficit ó superávit presupuestario, DP, ya que el gobierno puede financiarse acudiendo al Banco Central. Por último, se introduce el tipo de interés, i , a fin de captar si se ha seguido una política de tipo de interés en vez de cantidades de dinero. Seleccionadas las variables a incluir en el vector Z_{t-1} , el criterio que se ha seguido para especificar la ecuación final de crecimiento monetario, tanto de España como de Estados Unidos, ha seguido varias etapas. En primer lugar, regresar la tasa de crecimiento monetario en el período t sobre tres desfases² de si misma, además de tres valores desfasados del resto de variables seleccionadas. A continuación, se ha verificado la hipótesis nula de que el conjunto de coeficientes de cada variable individual es estadísticamente nulo, mediante un test de la F. Si se rechaza la hipótesis nula, al nivel de significación del 5%, los tres valores desfasados de cada variable se incluyen en la ecuación final. En la tabla 1 se presentan los valores empíricos del estadístico F que verifica dicha hipótesis nula. Se han retenido también en la ecuación final aquellos valores retardados de cualquier variable que, aún habiéndose rechazado la hipótesis conjunta nula correspondiente, son estadísticamente individualmente significativos. Por último, se ha verificado mediante un test de la F que los coeficientes de las variables que intervienen en la ecuación final diferían en conjunto significativamente de cero.

1. Al estimarse las ecuaciones de crecimiento monetario con observaciones mensuales, y dada la no disponibilidad de cifras sobre el PIB real con tal periodicidad, se tuvo que utilizar el índice de producción industrial como proxy del mismo.

2. Somos conscientes del hecho de que se debían haber introducido más de tres desfases, ya que en concreto el Banco de España deja que M3 se desvíe de su senda normal períodos más largos. Dificultades informáticas nos impidieron introducir más desfases.

TABLA 1. Estadístico F para la especificación de las ecuaciones de crecimiento monetario (variable dependiente: tasa de crecimiento de las disponibilidades líquidas, \dot{m}).

Variables	País	
	España	Estados Unidos
\dot{m}	2,96 *	4,59 **
\dot{p}	4,07 *	1,12
\dot{y}	0,11	1,46
SBCC	1,31	1,01
DP	1,76	1,23
i	1,03	3,61 *
$\Delta^2 R$	3,44 *	—

NOTA: La definición y fuentes de las variables se dan en el Apéndice I. El estadístico F se distribuye asintóticamente como $F_{(3,73)}$. El valor crítico de la F al nivel del 5% es 2,76 y al nivel del 1%, 4,13.

* Significativa al 5%.

** Significativa al 1%.

Además, las especificaciones y estimaciones de la ecuación de previsión³ deben cumplir, otra propiedad: que no impliquen errores de predicción sistemáticos, esto es, que los residuos sean ruido blanco. Para asegurar este requisito, las ecuaciones se reespecificaron suponiendo un proceso autorregresivo del término de error de orden 12, volviéndose a

3. Estrictamente, se debería haber seguido un método secuencial para calcular las expectativas del crecimiento monetario, ya que la expectativa en t sólo debe incluir valores conocidos en $t-1$. Este método secuencial implicaría añadir al período muestral la última observación disponible y eliminar la más retrasada y, reestimar la ecuación, siguiendo este método iterativamente. Computacionalmente resultaría prohibitivo. Por este motivo, y por la racionalización de Barro (1977) del uso del período muestral completo, obviarnos este problema potencial.

estimar las ecuaciones con el orden de autocorrelación detectado mediante mínimos cuadrados generalizados y verificando posteriormente la ausencia de correlación serial a través del estadístico de Box-Pierce.

Los resultados de las estimaciones del crecimiento monetario en España y Estados Unidos, con datos mensuales desestacionalizados⁴, para el período muestral 1978-7 a 1985-1, fueron los siguientes:

ESPAÑA:

$$\begin{aligned}
 \text{A. } \dot{m}_t &= 0,316 \dot{m}_{t-2} + 0,348 \dot{m}_{t-3} + 0,377 \dot{p}_{t-1} + \\
 &\quad (3,727) \quad (3,960) \quad (3,973) \\
 &\quad 0,007 \text{ SBCC}_{t-1} - 0,007 \text{ SBCC}_{t-2} \\
 &\quad (4,489) \quad (-4,091) \quad (10)
 \end{aligned}$$

$$T = 79; \bar{R}^2 = 0,92; D-W = 2,24; h = 1,62;$$

$$X^2_{BP(12)} = 10,40$$

$$\begin{aligned}
 \text{B. } \dot{m}_t &= 0,372 \dot{m}_{t-2} + 0,394 \dot{m}_{t-3} + 0,255 \dot{p}_{t-1} + \\
 &\quad (4,511) \quad (4,706) \quad (2,398) \\
 &\quad 0,027 \Delta^2 R_{t-1} \quad (11) \\
 &\quad (3,298)
 \end{aligned}$$

$$T = 79; \bar{R}^2 = 0,84; D-W = 2,13; h = -0,81;$$

$$X^2_{BP(12)} = 7,81$$

4. A fin de evitar el denominado "efecto Wallis" las ecuaciones de crecimiento monetario se estimaron con datos no ajustados estacionalmente, introduciendo once variables ficticias que captasen la estacionalidad. Dado lo negativo de estos resultados se estimaron las ecuaciones con datos previamente desestacionalizados, utilizando para todas las series el método census X-11.

ESTADOS UNIDOS:

$$\begin{aligned}
 m_t^* = & 0,415 \dot{m}_{t-2}^* + 0,127 \dot{y}_{t-1}^* + 0,00004 DP_{t-2}^* - \\
 & (4,528) \quad (3,929) \quad (1,844) \\
 & -0,0011 i_{t-1}^* + 0,0015 i_{t-2}^* \\
 & (-3,699) \quad (4,835) \quad (12)
 \end{aligned}$$

$$T = 79; \bar{R}^2 = 0,92; D-W = 1,84; h = 1,21;$$

$$X^2_{BP(12)} = 9,51$$

En la ecuación de previsión del crecimiento monetario de España se utilizaron dos medidas alternativas para captar la influencia de los desequilibrios externos: el saldo de la balanza corriente, SBCC, y la variación de las divisas convertibles, $\Delta^2 R$, lo que da lugar a las especificaciones A y B. Los valores entre paréntesis debajo de los coeficientes estimados son los correspondientes estadísticos t. Además del coeficiente de determinación corregido, \bar{R}^2 , se dan los estadísticos de Durbin-Watson y de Durbin, D-W y h, respectivamente, así como el estadístico de Box-Pierce para los doce primeros coeficientes de autocorrelación residual. La hipótesis nula de ausencia de autocorrelación serial en los residuos no se rechaza⁵ al nivel del 5%.

Algunos comentarios respecto a las ecuaciones de crecimiento monetario estimadas son relevantes. Aunque, tanto en España como en Estados Unidos, las tasas de crecimiento monetario retardado ejercen efectos persistentes, hay variaciones substanciales respecto al resto de variables que intervienen en ambos países. Este hecho parece

5. $X^2_{BP(12)}$ es el estadístico de Box-Pierce correspondiente al correlograma de los residuos, distribuido asintóticamente como una X^2_N , bajo la hipótesis nula de ruido blanco en el correlograma. Se calcula como:

$$X^2_{BP} = T \cdot \sum_{j=1}^N r_j^2 \sim X^2_N$$

siendo:

N = Longitud del correlograma

r = j-ésimo coeficiente de correlación de los residuos.

T = observaciones muestrales.

El valor crítico de la X^2_{12} , al nivel del 5% de significación es 21,03.

derivarse de las distintas prioridades de política económica y características institucionales de ambos países. En España, la tasa de inflación y las medidas de comercio exterior parecen relevantes, mientras que ni el déficit público ni los tipos de interés aparecen en la especificación final. Estos hechos pueden deberse a que la financiación del déficit público no fue monetaria, y a que seguramente se llevó a cabo una política dirigida al mantenimiento de la diferencial de intereses respecto al exterior. Sin embargo, para Estados Unidos, donde se ha seguido una política de tipos de interés durante una buena parte del período muestral, esta variable es importante, junto con el déficit público, para predecir la tasa de crecimiento monetario.

IV. IMPACTO DE LAS INNOVACIONES MONETARIAS: METODOLOGIA ECONOMETRICA Y RESULTADOS EMPÍRICOS.

La metodología seguida en este trabajo para estimar el impacto de las innovaciones o sorpresas monetarias sobre los errores de predicción cometidos por el tipo forward, se corresponde con la utilizada por Barro (1977, 1979) y Barro y Rush (1980) en sus trabajos empíricos sobre la hipótesis de neutralidad monetaria y expectativas racionales, y con la aplicada por McDonald (1983) al mercado de divisas. Dornbusch (1980), Edwards (1982, 1983), Frenkel (1981) y Hartley (1983) han realizado también estudios empíricos del impacto de la nueva información sobre los mercados de cambios, aunque utilizando métodos diferentes.

La estimación se efectúa en dos etapas. En primer lugar, se requiere estimar las ecuaciones de previsión del crecimiento monetario, tal como ya hicimos en la sección anterior. Los residuos de estas ecuaciones (10) ó (11) y (12), son las tasas de crecimiento monetario no anticipadas, \dot{m}^u_t y \dot{m}^{*u}_t , de España y Estados Unidos, respectivamente. En una segunda etapa, estos residuos se introducen en la ecuación (4) del texto, $s_t - f^t_{t-1} = \alpha + \beta (X_t - {}_{t-1}X^e_t)$, en sustitución de $(X_t - {}_{t-1}X^e_t)$, dando lugar a la siguiente ecuación:

$$s_t - f^t_{t-1} = \alpha + \beta_1 \dot{m}^u_t + \beta_2 \dot{m}^{*u}_t + \epsilon_t \quad (13)$$

procediéndose a la estimación de la misma por M.C.O. Si los shocks monetarios no anticipados, \dot{m}^u_t y \dot{m}^{*u}_t , originan errores de predicción,

$s_t - f_{t-1}^t \neq 0$, los coeficientes β_1 y β_2 deberán diferir significativamente de cero.

La metodología econométrica de Barro se ha desarrollado y perfeccionado en trabajos empíricos posteriores (Abel y Mishkin (1983), Dolado (1984), Mishkin (1983)). De acuerdo con dichos trabajos, se trataría de aplicar un procedimiento de estimación simultánea máximo-verosímil o mínimo-cuadrática no lineal a las ecuaciones de previsión del crecimiento monetario, ecuación (5), y de los errores de predicción del tipo forward en función de los shocks no anticipados, ecuación (7). Sin embargo, como estos mismos autores indican, la estimación alternativa, tipo Barro, por M.C.O. de la ecuación (13), origina estimadores consistentes en los parámetros de las innovaciones monetarias, β_1 y β_2 , objetivo principal de nuestro trabajo.

La ecuación (13) se ha estimado para el tipo de cambio del dólar USA frente a la peseta. El tipo de cambio forward corresponde a la cotización a plazo de un mes, el último día hábil de cada mes. Dado que el mercado de cambio es volátil y el tipo de cambio spot suele fluctuar bastante día a día, trabajamos con el tipo spot vigente en el mercado 30 días después de materializarse el contrato a plazo más dos días hábiles⁶.

Los resultados de las estimaciones de la ecuación (13), para el período muestral comprendido entre septiembre de 1978 y enero de 1985, son los siguientes:

$$\begin{aligned} \text{A. } s_t - f_{t-1}^t &= 0,006 + 0,302 \dot{m}_t^u - 2,691 \dot{m}^{*u}_t \\ &\quad (1,609) \quad (0,321) \quad (-2,121) \end{aligned} \quad (14)$$

$$T = 77; \bar{R}^2 = 0,05; D-W = 1,58; X^2_{BP(12)} = 9,05$$

$$\begin{aligned} \text{B. } s_t - f_{t-1}^t &= 0,006 + 0,023 \dot{m}_t^u - 2,667 \dot{m}^{*u}_t \\ &\quad (1,604) \quad (0,026) \quad (-2,104) \end{aligned} \quad (15)$$

$$T = 77; \bar{R}^2 = 0,05; D-W = 1,58; X^2_{BP(12)} = 8,49$$

Las ecuaciones estimadas A y B difieren en las tasas de crecimiento

6. Dado que en el mercado spot se trabaja con dos días hábiles. Los datos de la cotización a plazo del dólar el último día hábil de cada mes fueron suministrados por el Servicio de Estudios del Banco Exterior de España.

monetario no anticipado utilizadas para España. No obstante los resultados son muy similares en ambos casos. Si el mercado de cambios spot es eficiente, el tipo de cambio spot en el período t reaccionará ante los cambios monetarios no anticipados para el período t , en cuyo caso los coeficientes β_1 y β_2 serán estadísticamente significativos y distintos de cero. El término constante, α , bajo la hipótesis de una prima de riesgo nula, también debe ser estadísticamente nulo. Los resultados muestran que solo los shocks monetarios no anticipados en USA, \dot{m}^{*u}_t , afectan significativamente al comportamiento del tipo de cambio spot peseta-dólar y, por consiguiente, explican, en parte, los errores de predicción cometidos, $s_t - f^t_{t-1}$, y la fuerte dependencia de la cotización de la peseta frente al dólar de los desarrollos monetarios no anticipados en Estados Unidos. Además, el signo negativo del coeficiente β_2 implica que un crecimiento monetario en USA mayor que el anticipado por el mercado, en este caso $\dot{m}^{*u}_t > 0$, lleva a una apreciación de la peseta (depreciación del dólar) a través de los efectos que produce sobre la tasa de inflación esperada en USA, bajo la hipótesis de flexibilidad perfecta de precios. La peseta se aprecia ya que, ceteris paribus, la mayor tasa de inflación esperada en USA reducirá la demanda de dólares y producirá una depreciación del dólar. El signo del coeficiente β_2 parece apoyar el denominado "efecto expectativas" en contra del "efecto anticipación", que habría requerido signo positivo para el coeficiente β_2 .

Bajo el efecto anticipación, los cambios monetarios no anticipados afectarían al tipo de cambio spot al alterar las expectativas respecto al futuro comportamiento de la autoridad monetaria. Si se mantiene un objetivo acerca de la tasa de crecimiento monetario, un aumento en el crecimiento monetario no anticipado en el período llevará a que en el futuro se espere una reducción en la tasa de crecimiento del stock de dinero que, bajo la hipótesis de precios rígidos a corto, generaría expectativas alcistas acerca del tipo de interés real USA, induciendo flujos de capital hacia ese país que harían que el dólar se apreciase⁷.

En cuanto a los efectos de crecimiento monetario español no anticipado, \dot{m}^u , no se pueden hacer inferencias ya que el coeficiente estimado de esta variable no es estadísticamente significativo. A pesar de ello, resulta sintomático que las innovaciones monetarias de Estados Unidos afecten a la cotización de la peseta-dólar y no la afecten las innovaciones españolas. Es probable que en el mercado de cambios se procese

7. Para un análisis detallado de los efectos del crecimiento monetario no anticipado sobre los tipos de interés y tipo de cambio, véase Cornell (1983).

más eficientemente la nueva información USA que la española, o bien que las expectativas acerca del valor de la peseta se revisen en función de cambios no anticipados en otras variables que no han sido tomados en consideración en este trabajo, o bien a la intervención del Banco de España.

Por otra parte, si los mercados de cambios son eficientes, los cambios monetarios no anticipados retardados no deberían afectar a las discrepancias observadas entre s_t y f^t_{t-1} , de modo que si se estima la siguiente ecuación:

$$s_t - f^t_{t-1} = \alpha + \beta_{11} \sum_{i=0}^2 \dot{m}^u_{t-i} + \beta_{21} \sum_{i=0}^2 \dot{m}^{*u}_{t-i} + \epsilon_t \quad (16)$$

los coeficientes β_{11} , β_{12} , β_{21} y β_{22} deberían ser estadísticamente nulos. Si no fuera así, ello implicaría, en principio, que se está procesando ineficientemente la información disponible violándose, en consecuencia, la hipótesis de eficiencia. Sin embargo, no sería así si los efectos de persistencia de las innovaciones retardadas se debiesen a que los participantes en el mercado tuviesen sólo información parcial, o bien a los retardos con que se publiquen los datos.

Los resultados obtenidos de las estimaciones de la ecuación (16) son los siguientes:

$$A1. \quad s_t - f^t_{t-1} = 0,006 + 0,652 \dot{m}^u_t + 0,025 \dot{m}^u_{t-1}$$

$$(1,493) \quad (0,664) \quad (0,0245)$$

$$-0,597 \dot{m}^u_{t-2} - 2,146 \dot{m}^{*u}_t -$$

$$(-0,639) \quad (-1,769)$$

$$2,525 \dot{m}^{*u}_{t-1} + 1,479 \dot{m}^{*u}_{t-2}$$

$$(-2,052) \quad (1,123)$$

$$T = 77; \bar{R}^2 = 0,11; D-W = 2,01; X^2_{BP(12)} = 5,02$$

$$\begin{aligned}
 B1. \quad s_t - f_{t-1}^t &= 0,007 + 0,039 \dot{m}_t^u - 0,443 \dot{m}_{t-1}^u \\
 &\quad (1,544) \quad (0,438) \quad (-0,490) \\
 &\quad + 0,009 \dot{m}_{t-2}^u - 2,255 \dot{m}^{*u}_t \\
 &\quad (0,012) \quad (-1,820) \\
 &\quad -2,503 \dot{m}^{*u}_{t-1} + 0,991 \dot{m}^{*u}_{t-2} \\
 &\quad (-1,999) \quad (0,763)
 \end{aligned}$$

$$T = 77; \bar{R}^2 = 0,10; D-W = 1,98; X^2_{BP(12)} = 5,57$$

Como se observa, sólo los cambios monetarios no anticipados en $t-1$ en Estados Unidos difieren significativamente de cero; los del período $t-2$ no ejercen ya efectos. Es posible, como se indicó anteriormente, que este efecto de persistencia sea debido al retraso con que se conocen los datos, en concreto, el índice de producción industrial y el déficit público. Por último, y si nos atenemos al valor del coeficiente de determinación corregido, \bar{R}^2 , en las distintas ecuaciones estimadas, se observa que sólo una pequeña proporción de las discrepancias entre el tipo forward y el correspondiente tipo spot observado con posterioridad se deben a los shocks monetarios no anticipados en USA; aproximadamente el 90% de las discrepancias quedan sin explicar.

Una vez contrastado empíricamente el impacto que las innovaciones monetarias no anticipadas ejercen sobre el tipo spot, se presentan los valores del estadístico F, que permitirán aceptar o rechazar la hipótesis de eficiencia (racionalidad) bajo el supuesto de una prima de riesgo nula. Este test determina la consistencia interna de las innovaciones —incluyendo los procesos seleccionados para prever las tasas de crecimiento monetario— con las nociones de racionalidad y eficiencia. Como se indicó en la sección I, la racionalidad de las expectativas requiere que el vector de coeficientes τ que determina la estructura estocástica de las ecuaciones de previsión del crecimiento monetario en España y Estados Unidos, sea igual al vector de coeficientes τ^* , utilizada por los participantes en el mercado para formular sus predicciones. Con tal finalidad se efectúa una regresión, por M.C.O., de los errores de predicción, $s_t - f_{t-1}^t$, sobre las variables incluidas en las ecuaciones de previsión

del crecimiento monetario tanto en España como en Estados Unidos, es decir:

$$s_t - f^t_{t-1} = \theta Z_{t-1} + \eta_t \quad (19)$$

siendo $\theta = (\tau - \tau^*)\beta$. La restricción de que $\tau = \tau^*$ requiere que $\theta = 0$ y esto se puede verificar a través de un test de la F^8 . Dado que hemos estimado dos ecuaciones de previsión del crecimiento, la ecuación (19) la especificamos como sigue:

$$s_t - f^t_{t-1} = \theta_{1i} Z_{1i, t-1} + \theta_{2i} Z_{2i, t-1} + \eta_t \quad (20)$$

donde $Z_{1i, t-1}$ y $Z_{2i, t-1}$, son las variables incluídas en las ecuaciones (11) y (12), relevantes para prever las tasas de crecimiento monetario en España y Estados Unidos, respectivamente. La hipótesis de eficiencia (racionalidad) requiere aceptar las hipótesis nulas de que:

$$H_0 : \theta_{1i} = 0$$

$$H'_0 : \theta_{2i} = 0$$

frente a las alternativas:

$$H_1 : \theta_{1i} \neq 0$$

$$H'_1 : \theta_{2i} \neq 0$$

Los estadísticos F que verifican las hipótesis nulas H_0 y H'_0 , distribuidos asintóticamente como una $F_{5,60}$, fueron 5,103 y 5,781, rechazándose las mismas (el valor crítico de la F al nivel del 5%, y 1% es, respectivamente, 2,37 y 3,34), y, en consecuencia, o falla la hipótesis de

8. Mishkin (1983), pgs. 48-49, muestra que este test es asintóticamente equivalente a verificar la restricción, $\tau = \tau^*$, a través de la razón de verosimilitud asociada al sistema de ecuaciones restringido y no restringido, utilizando una técnica de estimación máximo-verosímil o mínimo-cuadrática no lineal.

eficiencia (racionalidad) bajo el supuesto mantenido de una prima de riesgo nula, o por el contrario es este último supuesto el que no se satisface⁹.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha tratado de buscar evidencia sobre la eficiencia del mercado de divisas spot y a plazo de la peseta frente al dólar. En concreto, se ha tratado de contrastar si las discrepancias entre el tipo de cambio a plazo y el de la liquidación del mismo. Para ello se ha analizado la incidencia de los cambios monetarios no anticipados, en España y en Estados Unidos, sobre tales discrepancias. Los resultados obtenidos muestran, en primer lugar, que las innovaciones monetarias de España no son significativas, y en segundo lugar, que las innovaciones monetarias de Estados Unidos, aún siendo significativas, tienen sin embargo un poder explicativo muy reducido.

Por otra parte, también se ha intentado contrastar la hipótesis de eficiencia de los mercados de cambios forward y spot, es decir, la hipótesis de racionalidad de las expectativas y una prima de riesgo nula. Los resultados obtenidos no permiten aceptar dicha hipótesis.

A la vista de estos resultados, ¿podemos deducir que los mercados de divisas spot y a plazo han sido ineficientes durante el período analizado, es decir, que además de ser el tipo de cambio a plazo un estimador sesgado del correspondiente tipo spot esperado, es también ineficiente? En principio no, al limitarse nuestro trabajo a contrastar sólo si los cambios monetarios no anticipados explican el sesgo detectado. Sin embargo, dada la fuerte incidencia que sobre la cotización spot peseta-dólar ha tenido la evolución de las políticas monetarias de Estados Unidos y de España, la evidencia que presentamos es en parte consistente con la ineficiencia de los mercados de divisas, junto con el rechazo de la hipótesis de perfecta sustituibilidad entre activos financieros españoles y americanos que requeriría que el sesgo proviniese sólo de la nueva información. Los resultados de este trabajo aportan la evidencia de que ese no es el caso en lo que respecta a la nueva información monetaria. Ciertamente, esto no implica que la nueva información sobre otras variables pudiera aumentar el poder explicativo de las innovaciones monetarias. Sin embargo, dado que dicho poder explicativo, tal como muestran los resultados obtenidos, no supera el 10%, difícilmente las innova-

9. Fama (1984), Hodrick y Srivastava (1984) y Koraiczky (1984) presentan evidencia empírica de la existencia de una prima de riesgo no nula para los tipos de cambio de la corona holandesa, dólar canadiense, franco francés, franco suizo, franco belga, libra esterlina, lira italiana y marco alemán, frente al dólar.

ciones acerca de otras variables podrían elevar el poder explicativo de la nueva información hasta un nivel aceptable. En ese caso, los resultados obtenidos habrán de interpretarse como la confirmación de la no sustituibilidad entre activos financieros nacionales y extranjeros y, por tanto, la existencia de una prima de riesgo no nula.

APÉNDICE I: DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES Y FUENTE DE LOS DATOS UTILIZADOS

- s = logaritmo del tipo de cambio spot peseta-dólar. Mercado oficial de divisas de Madrid. Boletín Oficial del Estado.
- f = logaritmo del tipo de cambio peseta-dólar a plazo de un mes, el último día hábil de cada mes. Servicio de Estudios del Banco Exterior de España.
- ṁ = tasa de variación de las disponibilidades líquidas. Datos a fin de mes (miles de millones de pesetas o de dólares). España: Boletín Estadístico (Banco de España). Estados Unidos: Main Economic Indicators (O.C.D.E.).
- ṗ = tasa de variación del índice de precios al consumo. España: Boletín Estadístico (Banco de España). Estados Unidos: Main Economic Indicators (O.C.D.E.).
- ȳ = tasa de variación del índice de producción industrial. España y Estados Unidos: Main Economic Indicators.
- SBCC = saldos de la balanza por cuenta corriente. Miles de millones de pesetas o de dólares. España: Boletín Estadístico (Banco de España). Estados Unidos: International Financial Statistics (Fondo Monetario Internacional).
- DP = finanzas públicas: déficit o superávit. Miles de millones de pesetas o de dólares. España y Estados Unidos: International Financial Statistics (Fondo Monetario Internacional).
- i = tipos de interés a corto plazo. España: interbancario a tres meses. Boletín Estadístico (Banco de España). Estados Unidos: Prime Rate. Main Economic Indicators (O.C.D.E.).
- R = logaritmo del nivel de reservas convertibles. Miles de dólares. Boletín Estadístico (Banco de España).

BIBLIOGRAFÍA

- ABEL, A.B. y MISHKIN, F.S. (1983). *An Integrated View of Test of Rationality, Market Efficiency and the Short-Run Neutrality of Monetary Policy*, Journal of Monetary Economics, vol. 11, nº 1, pgs. 3-24.
- BARRO, R.J. (1977). *Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States*, American Economic Review, vol. 67, nº 2, pgs. 101-15.
- BARRO, R.J. (1979). *Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States: Reply*, American Economic Review, vol. 69, nº 5, pgs. 1004-1009.
- BARRO, R.J. y RUSH, M. (1980). *Unanticipated Money and Economic Activity*, en Fisher, S., edit., *Rational Expectations and Economic Policy*, Chicago, University of Chicago Press, pgs. 23-48.
- CORNELL, B. (1983). *The Money Supply Announcements Puzzle: Review and Interpretation*, American Economic Review, vol. 73, nº 4, pgs. 644-57.
- DOLADO, J. (1984). *Neutralidad monetaria y expectativas racionales: alguna evidencia en el caso de España*, Revista Española de Economía, vol. 1, nº 1, pgs. 77-98.
- DOLADO, J. y DURAN, J. (1983). *Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio peseta-dólar*, Información Comercial Española, nº 604, pgs. 95-108.
- DORNSBUSCH, R. (1980). *Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?*, Brookings Papers on Economic Activity, vol. 10, nº 2, pgs. 143-205.
- EDWARDS, S. (1982). *Exchange Rates and "News": A Multi-Currency Approach*, Journal of International Money and Finance, vol. 1, nº 4, pgs. 211-24.
- EDWARDS, S. (1983). *Floating Exchange Rates, Expectations and New Information*, Journal of Monetary Economics, vol. 11, nº 3, pgs. 321-36.
- FAMA, E. (1970). *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance, vol. 25, nº 2, pgs. 383-417.
- FAMA, E. (1976). *Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates*, Journal of Financial Economics, vol. 3, nº 4, pgs. 361-77.
- FAMA, E. (1984). *Forward and Spot Exchange Rates*, Journal of Monetary Economics, vol. 14, nº 3, pgs. 319-38.
- FRENKEL, J. (1981). *Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of "News": Lessons From the 1970's*, Journal of Political Economy, vol. 89, nº 4, pgs. 665-705.
- FRENKEL, J. y RAZIN, A. (1980). *Stochastic Prices and Test of Efficiency of Forecasting Exchange Markets*, Economics Letters, vol. 6, pgs. 165-70.
- GÁMEZ, C. (1985, a). *Teoría monetaria de los tipos de cambio, Evidencia empírica para la peseta*, Ed. Universidad de Málaga.
- GÁMEZ, C. (1985, b). *Expectativas racionales y eficiencia del mercado de divisas a plazo de la peseta*, Cuadernos de Economía, vol. 13, nº 38, pgs. 455-476.
- HANSEN, L.P. y HODRICK, R.J. (1980). *Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis*, Journal of Political Economy, vol. 88, nº 5, pgs. 829-53.

- HARTLEY, P. (1983). *Rational Expectations and the Foreign Exchange Markets*, en Frenkel, J.A., edit., *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago, pgs. 113-52.
- HODRICK, R. y SRIVASTAVA, S. (1984). *An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange*, *Journal of International Money and Finance*, vol. 3, pgs. 5-29.
- HOFFMAN, D.L. y SCHLAGENHAUF, D.E. (1982). *An Econometric Investigation of the Neutrality and Rationality Propositions from an International Perspective*, *The Review of Economic and Statistics*, vol. LXIV, n° 4, pgs. 502-71.
- ISARD, P. (1983). *How Exchange Rates Respond to the News*, en Frenkel, J., edit., *Exchange Rates and International Macroeconomics*, op. cit., pgs. 19-56.
- KORAJCZYK, J.A. (1985). *The Pricing of Forward Contracts for Foreign Exchange*, *Journal of Political Economy*, vo. 93, n° 2, pgs. 346-68.
- MARK, N.C. (1985). *On Time Varying Risk Premia in the Foreign Exchange Market. An Econometric Analysis*. *Journal of Monetary Economics*, vo. 16, n° 1, pgs. 3-18.
- MCDONALD, R. (1983). *Some Tests of the Rational Expectations Hypothesis in the Foreign Exchange Market*, *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 30, n° 3, pgs. 235-250.
- MISKHIN, F. (1983). *A Rational Expectations Approach to Macroeconometric. Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Models*, Chicago: University Chicago Press.
- MUSSA, M. (1982). *A Model of Exchange Rate Dynamics*, *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 1, pgs. 74-104.
- PAPADIA, F. (1981). *Forward Exchange Rate as Predictors of Future Spot Rates and the Efficiency of the Foreign Exchange Market*, *Journal of Banking and Finance*, vol. 5, n° 4, pgs. 517-40.
- RIDRUEJO, Z.J. (1985). *Análisis de la eficiencia del mercado de cambios "forward": el caso español (1977-1981)*, *Investigaciones Económicas*, n° 26, pgs. 38-65.
- SMITH, R.G. y GOODHART, C.A. (1985). *The Relationship between Exchange Rates Movements and Monetary Surprises: Results for the United Kingdom and the United States Compared and Contrasted*, *Manchester School*, vol. LIII, n° 1, pgs. 2-22.